

[研究論文]

職種の学歴・性別構成が賃金に与える影響^{※1}

The Effects of Educational and Gender Ratio of Occupations on Wages in Japan

中野あい(京都大学経済研究所)

Ai NAKANO, Research Fellow, Institute of Economic Research, Kyoto University

要約(200字以内)

本稿では、職業(職種)の「学歴構成」・「性別構成(女性比率)」が、労働者個人の賃金に与える影響を推計した。個票データを用いて、学歴別に賃金関数を推計した。結果として、同じ大学卒業者であっても、職種の大学卒業者が多いことは賃金に対して正の影響を与えており、職種の中学・高校卒業者が多いほど賃金に対して負の影響を与える可能性が明らかになった。一方、大卒者間であっても、女性が多い職業であるほど、賃金に対して不利となる可能性が明らかになった。

Abstract(100 words 以内)

This study attempts to examine the effects of education and gender ratios in various occupations on wage levels. I estimated the wage equation by educational background using micro data from Japan. The results indicate that an increase in the ratio of college graduates raises wage levels in a particular occupation. By contrast, an increase in the ratio of junior or senior high school graduates decreases wage levels. Increasing gender ratio leads to negative effects on wages.

キーワード: 賃金水準、学歴、ジェンダー、職種

Keywords: Wage level, Educational background, Gender, Occupation

JEL 区分: I26, J31, J44

※ 本稿はレフェリーの審査を経たものである。初稿2018年11月30日受付、最終稿2019年9月9日受理。

¹ 本稿は、2018年5月の日本経済政策学会第75回全国大会(同志社大学)にて報告した論文を加筆・修正したものです。本稿執筆にあたり、討論者の松浦司先生(中央大学)、座長の本下信先生(龍谷大学)、2名の査読者の先生方から大変有益なコメントを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「ワーキングパーソン調査、2012(リクルートワークス研究所)」「ワーキングパーソン調査、2014(リクルートワークス研究所)」の個票データの提供を受けました。本稿の研究は、2016年9月発行の神戸大学大学院経済学研究科 Discussion Paper「職種と賃金」を修正したものです。

連絡先 〒606-8317 京都府京都市左京区吉田本町 nakano-ai@kier.kyoto-u.ac.jp

1. はじめに

労働者の賃金は、学歴や年齢、経験年数などによって決まるとされている。特に大卒者など高学歴者は、学歴に見合った高い賃金を受けとることとされている。海外では、経済の IT 化や技術進歩がおこり、高学歴者の賃金を上昇させる要因となった。大卒など高学歴者に対する労働需要が高まることによって、賃金の学歴間格差が拡大したことが示された。

日本では、アメリカやイギリスなどに比べると、学歴間賃金格差が顕著ではないことが示されている（玄田 [1994]）。賃金は、学校教育だけでなく、経験や企業内訓練によって評価されるといわれている（三谷 [2010a]）。一方で、近年の研究では、大卒者や大学院卒業者など高学歴者が、スキルや能力に見合った仕事につけない場合が多いことが示されている（乾他 [2012]）。乾他の研究によると、高学歴者が、より低い学歴しか求められない仕事についており（教育（学歴）過剰）、このような教育過剰の高学歴者については、本来よりも低い賃金しか受けとれないことを示している。賃金水準は、学歴など労働者側の要因（労働供給側の要因）だけでなく、仕事や業務内容といった要因（労働需要側の要因）によっても決まることが指摘されている（三谷 [2010b]）。

この点について、大卒者であっても、大卒者向けの職種と中学・高校卒業者向けの職種を比べたとき、雇用や賃金が異なるのであろうか。また、大卒者であっても、職業の男女比率が賃金に影響を与えることはないだろうか。わが国の職業分類について、職業小分類で見た場合に、230 種類を超える職業がある（2010 年『国勢調査』）。これらの職種は、高学歴者を多く必要とする職種であったり、男性（女性）が多い職種であったりと様々に特徴づけられる。本稿の研究では、職種の「学歴構成」と「性別構成（女性比率）」に着目し、勤め先の職種の「学歴構成」や「性別構成（女性比率）」が賃金に対して与える影響を明らかにする。

上述のとおり、雇用・賃金の決定要因として、労働供給と労働需要のバランスが考えられている。すなわち、学歴や勤続年数など労働供給者側の要因とともに、仕事や業務に関連した労働需要側の要因が考えられている。近年では、後者のような、仕事内容や作業内容に関連した労働需要側の要因によって、賃金を捉えることが必要と示されている（三谷・森本 [2010]、三谷・小塩 [2012]）。

これまで、高学歴者は相対的に高い賃金を受け取ることが考えられてきた。しかし一方で、労働者の教育水準が平均的に高くなっており、高学歴者の労働供給が増えている。労働需要側から見ると、高学歴者に見合った職業が同様に増えておらず、学歴に見合った賃金を受けとることができない労働者が発生している。高学歴者の雇用・賃金について、労働供給が増大する一方で、労働需要が低下すると、すべての高学歴者が、学歴に見合った職種に吸収されないことが考えられる。

この現象について、海外や日本の研究において、高学歴化がおこったことによって、学歴に見合った賃金を受けとることができない労働者（学歴過剰者）が増えていることとして示されている（Hartog and Oosterbeek [1988]、乾他 [2012]）。

本稿の研究では、職種の「学歴構成」や「性別構成（女性比率）」に着目し、それらの影響要因が賃金に与える影響を検証する。まず、大学卒業者など高学歴者に着目し、学歴だけでなく、その後に就職した職業（職種）の学歴構成が賃金に対して、どのように影響を与えるかどうか明らかにする。さらに、職業（職種）の「女性比率」についても検証する。本稿では、職業（職種）の「学歴構成」と、職業（職種）の「女性比率」に着目し、個票データを用いた実証分析を試みる。

本稿の構成は以下のとおりである。続く第 2 節においては先行研究を概観し、第 3 節においては仮説を、第 4 節においては使用するデータについて述べる。第 5 節では、本稿で使用する変数につい

て説明する。第6節では、結論と今後の課題を述べる。

2. 先行研究の概観

三谷・小塩 [2012]では、日本の賃金構造が、学歴や勤続年数など、働く人のスキル要因によって決まる部分が低下しており、職種や職階といったタスク（職種・仕事）要因によって決まる部分が大きくなっていることを示した。

海外の研究では、Autor, Levy and Murnane [2003]は、労働者の仕事を5つのタイプに分類しており（非定型的・分析業務 (Nonroutine Analytic)と非定型的・相互業務 (Nonroutine Interactive Tasks)、定型的認識業務 (Routine Cognitive)、定型的手仕事業務 (Routine Manual Tasks)、非定型的手仕事業務 (Nonroutine Manual Tasks)）、それらの仕事のタイプによって雇用や賃金が影響を受けることを示している。日本の研究では、高スキル業務と低スキル業務が増加し中間的業務が減少していること（池永 [2009]）、高齢化の進展や世帯規模の縮小を背景に、非定型手仕事業務が増加している（池永 [2011]）ことが明らかにされている。

以上の点については、海外や日本においても高学歴者が増大しているが、一方で、労働需要側で見ると、必ずしも高い学歴やスキルを必要とする仕事が増えているわけではないといえる。海外では、労働需要の二極化がおこっており、ALM 仮説（Autor, Levy and Murnane の仮説）のもとで、定型手仕事業務および定型認識業務に対する需要を減少させ、非定型分析業務及び非定型分析業務に対する需要を増大させている。わが国では、中間的スキル業務は減少しているとともに（池永 [2009]）、非定型手仕事業務が増えていることが示されている（池永 [2011]）。

近年では、高学歴者の教育過剰の研究が行われている（Hartog and Oosterbeek [1988]、乾他 [2012]、平尾 [2013]）。高学歴を獲得したにもかかわらず、より低い学歴しか求められない仕事に就いた場合（教育過剰）の賃金に与える影響について、データを用いた実証分析を行っている。教育（学歴）過剰の計測方法として、主観的観測法と客観的観測法がある。

海外の研究では、Verdugo and Verdugo [1989]は、客観的計測法により、教育過剰を計測している。この研究では、ある職業に就いている労働者の平均教育水準を算定し、その平均的な教育水準よりも1標準偏差より高いかどうかによって、教育過剰かどうかを把握している。実証分析の結果、教育過剰は賃金に対して負の影響を与えると同時に、教育過剰は賃金に正の影響を与えることを明らかにした。Dolton and Silles [2008]は、IV法とともにパネル分析を行い、いずれの分析においても教育過剰は所得に負の影響を与えることを示している。さらには、教育過剰とともに、労働者のスキルが過剰であるという変数についても検証されており、スキル過剰変数は学教育過剰とともに、賃金に対して負の影響を与えることが示されている（McGuinness and Sloane [2011]）。

日本の研究では、乾他 [2012]は、若年者に対して、インターネットモニター調査による分析を行った。調査対象者の現在の仕事と学歴の関係について、教育過剰かどうかについての直接的な質問・回答から、主観的指標を用いて実証分析を行っている。分析の結果、教育過剰者は、教育適当者に比べて生産性（賃金）が低いことが明らかにされている。平尾 [2013]は、「就業構造基本統計調査」の大規模データを用いて、教育過剰や教育過剰など学歴ミスマッチが賃金に与える影響を分析している。教育過剰を計測する方法として、客観的指標（標準偏差法と最頻値法）を採用し、教育過剰が賃金に与える影響を検証している。いずれの計測法においても、教育過剰は賃金に負の影響を与え、教育過剰は賃金に正の影響を与える。学歴ミスマッチが与える影響には男女差がみられ、男性よりも女性の

方が、賃金に対する影響が大きいこと、若年よりも中高年において、その影響が大きいことが明らかにされた。

上述の乾他 [2012]や平尾 [2013]の研究では、教育過剰が、賃金や労働生産性に与える影響を検証している。本稿において新しい点は、次のとおりである。(1) 職種の平均的な教育年数を説明変数として用いるのではなく、職種の大学卒業者(大学院卒業者を含む)や中学・高校卒業者の占めている割合を算定している。具体的には、職種の中で、調査対象者が大卒者に該当する場合に1の値を、そうでなければ0の値をとり、職種全体における大卒者の割合を算定し、大卒向けの職種かどうかの指標としている。同じ大学卒業者でも、大卒向けの職種か、あるいは、中学・高校卒業向けの職種かどうかという視点によって、学歴が賃金に与える影響を捉えることを目的とする。(2) 職種の女性比率を変数として、男性向けの職種(女性向けの職種)かどうかによって、賃金が有利になるか(不利になるか)を捉えることを目的とする。

3. 仮説

雇用や賃金は、労働供給と労働需要の関係によって決まる。雇用情勢等の変化により、大学卒業者の労働供給数が、大学卒業者に適した仕事数よりも大きいとき、過剰となった大卒者は中学・高校卒業者向けの仕事(職種)に就き、賃金は期待値よりも低下する。逆に、人手不足等により、大卒者向けの仕事(職種)が過剰となったとき、中学・高校卒業者が大卒者向けの仕事に就き、賃金に対して有利となる。大学など教育投資を行っても、大学進学者の増大や景気の変動、雇用情勢の変化等により、期待値を下回る賃金や労働内容の不一致が発生することが考えられる。

大学卒業者が過剰となって、中学・高校卒業者向けの職種に就く場合、賃金に対して与える影響は次のとおりである。ひとつは、学歴過剰が、職種の不適合(ミスマッチ)を生じ、労働者の生産性の低下と賃金の減少を生じることである。ふたつは、職場環境の問題であり、大学卒業者が、中学・高校卒業者向けの職種に就いた場合に、職場からの学歴に対する評価が低下する可能性が考えられる。時間給を見ても、同じ大学卒業者の賃金でも、大学卒業者向けの職種の賃金に比べて、中学・高校卒業者向けの職種における賃金の方が劣る可能性が考えられる。

4. 使用データについて

本稿の研究では、『ワーキングパーソン調査』の2012年と2014年の2つのデータを用いる。実証分析では、Mincer型の賃金関数について、学歴別に正規労働者の賃金を推計する。

$$\ln w = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \varepsilon_i.$$

ここで、 α は定数項、 x_1 は職種ダミー、 x_2 は学歴ダミー、 x_3 は勤め先の企業属性ダミー、 x_4 は労働者の能力の代理指標、 x_5 は賃金に影響を与えるその他要因、 ε_i は誤差項であるとする。

なお、推定方法として最小二乗法を採用しているが、ガウス-マルコフの定理が満たされていると

いう仮定を置く²。

以下では、本稿で用いるデータとともに、分析結果等について述べる。本稿の研究で用いるデータは、リクルートワークス研究所が実施した『ワーキングパーソン調査』の2012年と2014年のデータ（クロスセクションデータ）をマッチしたものである。ワーキングパーソン調査は2000年より2年おきに調査されており、人々の働き方の実態や個人の意識等に関して詳細に尋ねられている。対象者は、首都圏の正規職員と非正規職員の男女労働者である。これらの調査は、(株)インテージの協力をもとに、インターネットモニター調査の方法により、対象者から回答を受けている。2014年調査では、役職についている労働者を対象にした「マネジャー追跡調査」が行われている。2012年調査については9,790名（男性5,631名、女性4,159名）、2014年については9,857名（男性5,600名、女性4,257名）の回答が得られている。

次に、実証分析で使用する説明変数について述べる。変数の記述統計は、表1に示されている。まず、被説明変数は、男女の正規労働者（従業員）の賃金である。これは、「昨年の年収」を消費者物価指数により実質化し、対数をとったものである³。実証分析の対象となるサンプルについては、現在の就業形態が「正社員・正職員」であるものとし、「契約社員・嘱託」や「フリーター」、「パートタイマー」、「派遣」、「業務委託」である場合には除外している。

説明変数については、次のとおりである。まず年齢の変数は、回答時点での「現在の年齢」とした。性別ダミーとして、性別が女性である場合に1の値をとるダミー変数を作成した。婚姻状態の変数として、現在、回答者に「配偶者がいる」場合に「既婚ダミー」を作成した。子どもがいる場合には、「子ども有り」変数とした。企業規模変数ダミーとして、回答者の現在の勤務先の従業員数について、従業員数に応じて、階級値を作り、規模ごとにダミー変数を作成した。企業規模については、5つの企業規模ダミーが作成された。勤め先の業種については、14の産業・業種についてのダミー変数を作成した。また、回答者が現在の勤務先で役職に就いている場合（係長以上）に、「役職あり」ダミー変数とした。労働時間については、週労働時間数を変数として用いる。

年ダミーについては次のとおりである。本データでは、2012年と2014年のデータセットをマッチしており、年ダミー（「2014年ダミー」）を作成している。

学歴は次のとおりである。回答者の最終学歴について、「中学校」か「高等学校」、「専修各種学校」、「短期大学」、「大学」、「大学院」のどれかを尋ねられている。本研究では、「中学卒」と「高校卒」、「短大・専修各種学校・高専卒」、「大学卒」、「大学院卒」について、それぞれダミー変数を作成した。

回答者の能力の代理指標として、「中学3年時の成績」と「高校進学時に進学者が多いかどうか」の変数を用いた。「中学3年時の成績」は、回答者の中学3年時の成績が、「上」あるいは「やや上」の場合に1の値をとるダミー変数である。「高校進学時に進学者が多いかどうか」は、「あなたが通った方が多かった」と答えた場合に1の値をとるダミー変数である。

職種の「学歴構成」と職種の「性別構成」の変数については、次のとおりの手順で作成した。「ワーキングパーソン調査」の2012年と2014年調査票では、回答者の「現在の職種」について詳細に尋ねられている。本稿では、回答者から得られた208の職種を90の職種にまとめ、それぞれの職種

² 安井・佐野 [2009]では、Mincerモデルにおける教育年数の推定に対して、欠落変数バイアスとセレクションバイアス、測定誤差バイアスを除去する必要があると指摘している。

³ 「昨年の年収」とは、調査票から、2012年については「2011年4月から2012年3月末までの税込みの実績」であり、2012年の物価指数で除している。2014年については、「2013年4月から2014年3月末までの期間」であり、2014年の物価指数で除している。

変数を作成した。

さらに、90 の職種について、それぞれの職種における「学歴構成」（中学卒・高校卒業者と専修各種学校・短期大学卒業者、大学卒業者・大学院卒業者）と「性別構成（女性比率）」の平均値を求め、回答者の勤め先職種の「学歴構成」や「性別構成（女性比率）」の変数を作成した。例えば、職種の「学歴構成」については、90 種類の職種変数について、ひとつめの職種の大卒者比率の平均値から、ふたつめの職種の大卒者比率の平均値といったように、90 種類の職種の大卒者比率（平均値）を算出した。そのような職種の平均値を、職種の「大学卒業者比率」変数とした。「中学・高校卒業者比率」変数についても同様に作成した。職種の「女性比率」については、90 の職種について、職種の「女性比率」の平均値を 90 の職種ごとに求め、職種「女性比率」の変数とした。90 の職種は、表 2 にまとめられている。

表 2 の一覧表の中から、「大卒比率」が高い職種は、おもに、管理職（営業職）や管理職（専門職）、事務職（法務）、事務職（経営企画）、医薬品営業、化学品営業、研究開発（化学・バイオ）、弁護士・弁理士・司法書士、経営・会計コンサルタント、薬剤師、医師・歯科医師・獣医師などであった。女性比率が高い職種は、家政婦・ホームヘルパーなど、医療事務、秘書・受付、保健師・助産師・看護師などであった。逆に、「女性比率」が低い職種は、整備士などや、保安・警備職、ドライバー、タクシードライバー、管理職（技術系）、管理職（事務系）、管理職（営業職）、研究開発（機械・電気）、技術者（機械・電機）、管理者（建築・土木・設計）などであった。

記述統計は、表 1 の通りである。学歴計の男女・正規従業員で、欠損値を除いたサンプル数は 12,159 となっている。実証分析の対象となるサンプルを正社員・正職員としたものに限定したのは、パートタイム労働者などの賃金の時間給がわからないためである。調査票においては、現在の週労働日数と 1 日の労働時間、1 年前の年収が尋ねられているが、非正規労働者の時間給の把握が難しく、本稿の研究では、正社員・正職員を分析対象とした。

5. 推計結果

労働者の賃金の分析では、労働者の性別や年齢、婚姻状況など基本属性を含め、さらに、職種ダミーを加えて、Mincer 型賃金関数を推計する。推計方法は、OLS 推計（最小二乗法）である。推計結果が、表 3 から表 8 に示されている。表 3 では、学歴計の男女・正規従業員を分析対象とした⁴。

表 3 より、年齢が上昇することと、高学歴であること、役職については係長以上の管理職であること、婚姻状態は既婚者である方が、賃金水準が上昇する。一方、性別が女性であることは賃金の減少要因となっている。

勤め先の企業規模については、企業規模が大きいほど賃金は上昇する。勤め先業種については、製造業を基準とすると、不動産業や教育業に勤めている場合には賃金が高く、建設業や電気・ガス・熱供給・水道業、飲食店・宿泊業に勤めている場合には、賃金が低い傾向にある。

⁴ 男女別の実証分析も行うことが望ましいが、女性の賃金関数を推計するためには、就業していない者が多いことを考慮した Heckman [1979] の 2 段階推定法の方法がある。調査票は、就業者のみを対象としており、非就業者のデータが取れなかった。バイアス回避が行えないため、本稿では、男女別の推計は行わなかった。

表1 記述統計

変数名		観測値数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年齢		12,159	40.338	10.565	18	69
性別	女性ダミー	12,159	0.285	0.451	0	1
学歴	中学校卒業	12,159	0.004	0.065	0	1
	高校卒業	12,159	0.155	0.362	0	1
	専門学校卒業	12,159	0.173	0.378	0	1
	大学卒業	12,159	0.570	0.495	0	1
	大学院卒業	12,159	0.098	0.297	0	1
勤め先の企業規模	0~9人	12,159	0.081	0.273	0	1
	10~99人	12,159	0.231	0.422	0	1
	100~999人	12,159	0.287	0.453	0	1
	1000人以上	12,159	0.336	0.472	0	1
	公務	12,159	0.065	0.246	0	1
役職あり		12,159	0.418	0.493	0	1
週労働時間		12,159	44.750	10.377	1	112
勤め先の業種	製造業	12,159	0.218	0.413	0	1
	農林漁業	12,159	0.002	0.045	0	1
	建設業	12,159	0.047	0.213	0	1
	電気・ガス・熱供給・水道業	12,159	0.013	0.114	0	1
	情報・通信業	12,159	0.144	0.351	0	1
	運輸業	12,159	0.054	0.225	0	1
	卸売・小売業	12,159	0.080	0.272	0	1
	金融・保険業	12,159	0.062	0.242	0	1
	不動産業	12,159	0.025	0.156	0	1
	飲食店・宿泊業	12,159	0.014	0.116	0	1
	教育業	12,159	0.044	0.205	0	1
	サービス業	12,159	0.104	0.305	0	1
	医療・福祉	12,159	0.073	0.261	0	1
	公務・その他	12,159	0.119	0.324	0	1
婚姻状態	既婚ダミー	12,159	0.574	0.494	0	1
子ども	あり	12,159	0.461	0.498	0	1
2014年ダミー		12,159	0.485	0.500	0	1
中学3年時の成績	上・上の方	5,893	0.580	0.494	0	1
高校は進学者の方が多い		5,893	0.678	0.467	0	1
年収		12,159	558.725	320.816	1	6000
年収（実質）		12,159	552.233	317.074	0.973	6018.054
職種ダミー	大学卒業者比率	12,159	0.624	0.183	0.125	1
	中学・高校卒業者比率	12,159	0.176	0.117	0	0.614
	女性比率	12,159	0.357	0.265	0	0.918

表2 90の職種一覧

No.	職種	No.	職種
1	家政婦・ホームヘルパーなど	46	不動産営業
2	理容師・美容師など	47	食品営業
3	調理職	48	医薬品営業
4	ウエイター・ウエイトレスなど	49	化学品営業
5	宿泊施設接客	50	機械営業・電気・電子機器営業
6	その他接客業	51	通信営業・システム営業
7	建物管理	52	銀行営業・保険営業・証券営業
8	整備士など	53	旅行営業・その他の営業
9	その他のサービス業職者	54	OA機器オペレーター
10	保安・警備職	55	商品販売従事者
11	農耕・林業・造園職など	56	仲介・代理・仲立ち
12	ドライバー	57	その他の事務従事者
13	タクシードライバー	58	研究開発(化学・バイオ)
14	鉄道運転従事者、郵便配達など	59	技術者(農林水産業・食品)
15	生産工程労務職(金属・機械など)	60	研究開発(機械・電気)
16	生産工程労務職(食品・日用品など)	61	技術者(機械・電気)
17	建設作業員	62	鋳工業技術者
18	清掃・配達など	63	設計(建築・土木・測量)
19	管理職(技術系)	64	管理者(建築・土木・設計)
20	管理職(事務系)	65	研究開発(コンピュータ)
21	管理職(営業職)	66	開発職(ソフトウェア関連職)
22	管理職(専門職)	67	データベース系SE・制御系SE
23	管理職(販売職)	68	エンジニア
24	管理職(サービス職)、店長など	69	CADオペレーター
25	その他管理職	70	その他ソフトウェア関連技術者
26	事務職(総務)	71	インターネット関連専門職
27	事務職(人事)	72	その他の技術者
28	事務職(労務)	73	薬剤師
29	事務職(法務)	74	医師・歯科医師・獣医師
30	事務職(広報)	75	保健師・助産師・看護師
31	事務職(経営企画)	76	医療技術者(診療放射線技師など)
32	事務職(営業事務)	77	栄養士・マッサージなど
33	事務職(管理事務)	78	社会福祉専門職
34	事務職(国際業務・貿易業務)	79	弁護士・弁理士・司法書士など
35	事務職・業務	80	公認会計士・税理士など
36	事務職(在庫管理・商品管理)	81	文芸家・記者・編集者
37	事務職(仕入れ・購買など)	82	美術家・写真家・デザイナー
38	医療事務	83	経営・会計コンサルタントなど
39	秘書・受付	84	金融関連専門職
40	電話交換手・手配業務	85	ゲーム関連専門職
41	スタッフコーディネーター	86	広告・出版・マスコミ専門職
42	その他一般事務系職	87	印刷関連専門職
43	企画・販売促進・マーケティングなど	88	ファッション・インテリア関連
44	商品開発・商品企画・バイヤーなど	89	講師・インストラクター・通訳など
45	財務・会計・経理	90	分類不能の職業

本稿で着目する職種の「学歴構成」・「性別構成（女性比率）」の変数については、表 3 に OLS（最小二乗法）の推計結果が示されている⁵。なお、職種の「学歴構成」変数と「性別構成（女性比率）」変数については、男性ほど高学歴比率が高いと考えられるため、両者の変数は、相関関係であると考えられる。このような変数間の多重共線性を回避するため、「学歴構成」と「性別構成（女性比率）」は同時に説明変数として入れていない。表 3 のデータにおいて、「学歴構成」と「性別構成（女性比率）」の相関係数は、負の相関（ -0.507 ）があった。

表 3 から表 8 の分析とは別に、「学歴構成」と「性別構成（女性比率）」を同時に入れた推計を行った。表 3 のデータ（サンプルサイズ 12,159）においては、「学歴構成」と「性別構成（女性比率）」を同時に入れても、どちらも統計的に有意であり、「学歴構成」は係数が 0.411（標準誤差 0.029）で、「性別構成（女性比率）」は係数が -0.056 （標準誤差 0.021）であった。どちらも、統計的有意水準は 1%水準で有意であった⁶。

表 3 の左から第 1 列目は、職種の「大卒者比率」を説明変数として含めた推計結果であり、第 2 列目の結果は職種の「中学・高校卒業者比率」、第 3 列目は職種の「女性比率」を説明変数として含めている。なお、労働者の能力をコントロールするため、「中学 3 年時の成績」をそれぞれ説明変数として含めている。

職種の「学歴構成」が大卒者や中学高校卒者の賃金に与える影響については、労働者の能力が影響している可能性がある。高学歴者の賃金が、学歴によるものなのか、潜在能力の高さによるものなのかについては、容易に識別ができないという問題が指摘されている（佐野・安井 [2009]）。職業（職種）の賃金水準は、能力が高い労働者が多いから賃金が上昇することだけでなく、職業（職種）の労働者に対する労働分配の大きさや、職場環境の良さなどがある。前者は、労働者の潜在能力の問題（労働供給側）、後者は、職場環境など、どちらかといえば労働需要側の問題である。

前者の問題について、能力が高い労働者ほど大卒者が多い職業に就くならば、結果として、当該職種（職業）における賃金が上昇する可能性が考えられる。本稿では、この問題をコントロールするため、労働者の能力の代理指標として「中学 3 年時の成績」が「上」「やや上」のダミー変数を説明変数として含めた。これは、大卒者のデータ・サンプルの中でも、もともと能力が高い労働者の代理指標として「中学 3 年時の成績が良好」変数を推計に加え、個人の能力に対するコントロールを試みた。

表 3 の推計結果より、職種の「大学卒業者比率」が高いほど、大卒者の賃金に対して、統計的に有意に正の影響を与える結果が示されている。一方、表 3 の第 2 列目の結果より、職種の「中学・高校卒比率」に関しては、大卒者の賃金に統計的に負の影響を与える結果が示されている。これらの結果から、高学歴者（大学卒・大学院卒）であっても、同様に高学歴者が多い職種に従事するか、あるいは中学卒者や高校卒者が多い職種に従事するか否かで賃金水準が異なり、大卒者が、高学歴比率が高い職種に従事すると有意に賃金が上昇し、逆に、大卒者が、中学・高校卒者が多い職種に従事するほど賃金水準が低下する可能性が考えられる。これらの結果により、教育が労働者の賃金に与え

⁵ 職種の変数「学歴構成」について、大学卒業者の割合（大学卒業者の割合）と短大・専修各種格好・高専卒業者の割合、中学・高校卒業者の割合の 3 つが考えられる。本稿では、高学歴の指標として「大卒者の割合」を、そうでない場合の学歴の指標として「中学・高校卒業者の割合」を用いた。大卒向けの職種として、「大学卒業者の割合の大きさ」を、中学・高校卒向けの職種として、「中学・高校卒業者の割合の大きさ」を用いた。大卒向けの職種かどうかは、大学卒業者の割合が大きくなると、その他の学歴（おもに中学・高校卒業者の割合）が小さくなることで示される。

⁶ 別のデータセット（男性の正規従業員、学歴計、サンプルサイズ 8,692）を使用すると、「学歴構成」は係数が 0.447（標準誤差 0.033）で、「性別構成（女性比率）」は係数が -0.055 （標準誤差 0.025）であった。両変数を同時に入れても、「学歴構成」は 1%水準で、「女性比率」は 5%水準で統計的に有意であった。

表 3 推計結果 OLS 推計 (最小二乗法)
男女・正規従業員の賃金関数 (学歴計) の推計結果

		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
職種ダミー	大学卒業者比率	0.444 ***	0.026	-	-	-	-
	中学・高校卒業者比率		-	-0.585 ***	0.040		-
	女性比率		-		-	-0.189 ***	0.019
年齢		0.013 ***	0.000	0.014 ***	0.000	0.014 ***	0.000
学歴 (基準=高校卒業)	女性ダミー	-0.174 ***	0.010	-0.194 ***	0.010	-0.150 ***	0.011
	中学校卒業	0.058	0.062	0.076	0.063	0.005	0.063
	専修各種学校・短期大学卒業	0.025 *	0.014	0.010	0.014	0.036 **	0.014
	大学卒業	0.051 ***	0.012	0.054 ***	0.012	0.093 ***	0.012
勤め先の企業規模 (基準=0~9人)	大学院卒業	0.153 ***	0.018	0.160 ***	0.018	0.213 ***	0.018
	10~99人	0.116 ***	0.016	0.118 ***	0.016	0.113 ***	0.017
	100~999人	0.222 ***	0.016	0.223 ***	0.016	0.224 ***	0.016
	1000人以上	0.349 ***	0.017	0.352 ***	0.017	0.350 ***	0.017
役職あり	公務	0.353 ***	0.025	0.347 ***	0.025	0.338 ***	0.025
		0.254 ***	0.010	0.260 ***	0.010	0.266 ***	0.010
週労働時間		0.003 ***	0.000	0.004 ***	0.000	0.003 ***	0.000
勤め先の業種 (基準=製造業)	農林漁業	0.106	0.088	0.104	0.088	0.106	0.089
	建設業	-0.063 ***	0.020	-0.064 ***	0.021	-0.080 ***	0.021
	電気・ガス・熱供給・水道業	-0.073 **	0.036	-0.081 **	0.036	-0.079 **	0.036
	情報・通信業	-0.016	0.014	-0.023 *	0.014	0.003	0.014
	運輸業	-0.002	0.020	0.003	0.020	-0.064 ***	0.020
	卸売・小売業	-0.018	0.017	-0.022	0.017	0.002	0.017
	金融・保険業	0.025	0.018	0.026	0.018	0.060 ***	0.019
	不動産業	0.058 **	0.027	0.053 **	0.027	0.068 **	0.027
	飲食店・宿泊業	-0.091 ***	0.035	-0.115 ***	0.035	-0.096 ***	0.036
	教育業	0.091 ***	0.021	0.080 ***	0.022	0.133 ***	0.022
	サービス業	-0.026 *	0.015	-0.034 **	0.015	-0.024	0.015
	医療・福祉	0.033 *	0.018	-0.061 ***	0.018	0.038 **	0.019
	公務・その他	-0.017	0.018	-0.025	0.018	-0.006	0.018
	婚姻状態	既婚ダミー	0.106 ***	0.011	0.106 ***	0.011	0.109 ***
子ども	あり	0.020 *	0.011	0.021 *	0.011	0.022 *	0.011
2014年ダミー		-0.024 ***	0.008	-0.024 ***	0.008	-0.027 ***	0.008
中学3年時の成績	上・上の方	0.055 ***	0.009	0.056 ***	0.009	0.059 ***	0.009
定数項		4.779 ***	0.035	5.149 ***	0.035	5.064 ***	0.035
サンプルサイズ			12159		12159		12159
F値			301.55		296.97		290.28
(F検定に基づく)p値			0.000		0.000		0.000
自由度修正済み決定係数			0.426		0.422		0.417

注) ***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

る影響については、労働者自身が大学卒業者であるかどうかということだけでなく、現在の職種の学歴構成により決まることが考えられる。

表 3 の第 3 列は、職種の「女性比率」が賃金に与える影響を示している。職種「女性比率」は、学歴にかかわらず、労働者の賃金に対して統計的に有意に負の値を示している。この結果は、「女性比率」の高い職種に従事するほど賃金が低くなり、逆に、男性が多い職種に従事するほど賃金は高くなる可能性が示されている。男女間で賃金格差がみられることは先行研究の多くの結果が示しているが、女性が多い「女性職種」に従事することにより、賃金は低下する可能性が考えられる。育児など家庭生活と両立する女性の多くは、パートタイム就業を選択することにより年収が下がることが考えられるが、表 3 はパートタイムやアルバイトなど非正規就業を除いた正規従業員のサンプルである。正規就業の働き方であっても、職場に女性が多くなるほど労働者の賃金が下落する可能性が示されている。この一つの要因として、結婚や出産、育児によって無業やパートタイムになり、労働のスキルや生産性が阻害されることが、賃金を低下することとして考えられる。男女の性別が賃金に影響を与えるだ

表4 推計結果 OLS推計(最小二乗法)

大学卒、正規従業者の賃金関数の推計結果

		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
職種ダミー	大学卒業者比率	0.533 ***	0.032				
	中学・高校卒業者比率			-0.706 ***	0.054		
	女性比率					-0.200 ***	0.024
年齢		0.015 ***	0.001	0.015 ***	0.001	0.015 ***	0.001
性別	女性ダミー	-0.145 ***	0.013	-0.164 ***	0.013	-0.137 ***	0.013
学歴	大学院卒業	0.102 ***	0.014	0.107 ***	0.014	0.120 ***	0.014
勤め先の企業規模 (基準=0~9人)	10~99人	0.131 ***	0.023	0.132 ***	0.023	0.125 ***	0.023
	100~999人	0.234 ***	0.022	0.236 ***	0.022	0.233 ***	0.022
	1000人以上	0.362 ***	0.022	0.365 ***	0.022	0.361 ***	0.022
	公務	0.295 ***	0.032	0.287 ***	0.032	0.276 ***	0.032
役職あり		0.249 ***	0.012	0.256 ***	0.012	0.262 ***	0.012
週労働時間		0.003 ***	0.0005	0.004 ***	0.0005	0.004 ***	0.0005
勤め先の業種 (基準=製造業)	農林漁業	0.082	0.109	0.091	0.109	0.087	0.110
	建設業	-0.080 ***	0.027	-0.086 ***	0.028	-0.116 ***	0.028
	電気・ガス・熱供給・水道業	-0.035	0.046	-0.052	0.047	-0.051	0.047
	情報・通信業	-0.005	0.016	-0.014	0.016	0.003	0.016
	運輸業	0.004	0.027	0.004	0.027	-0.059 **	0.027
	卸売・小売業	-0.014	0.020	-0.018	0.020	-0.005	0.021
	金融・保険業	0.061 ***	0.020	0.062 ***	0.021	0.090 ***	0.021
	不動産業	0.053 *	0.032	0.044	0.032	0.047	0.032
	飲食店・宿泊業	-0.099 **	0.047	-0.129 ***	0.048	-0.120 **	0.048
	教育業	0.117 ***	0.023	0.105 ***	0.024	0.159 ***	0.024
	サービス業	-0.013	0.019	-0.020	0.019	-0.014	0.019
	医療・福祉	0.026	0.023	-0.050 **	0.023	0.046 *	0.024
	公務・その他	0.027	0.022	0.018	0.023	0.027	0.023
	婚姻状態	既婚ダミー	0.117 ***	0.014	0.119 ***	0.014	0.122 ***
子ども	あり	0.022	0.014	0.023 *	0.014	0.023	0.014
2014年ダミー		-0.024 **	0.010	-0.024 **	0.010	-0.026 **	0.010
中学3年時の成績	上・上の方	0.057 ***	0.011	0.060 ***	0.011	0.064 ***	0.011
定数項		4.674 ***	0.044	5.114 ***	0.042	5.065 ***	0.043
サンプルサイズ			8121		8121		8121
F値			240.99		234.04		227.48
(F検定に基づく)p値			0.000		0.000		0.000
自由度修正済み決定係数			0.444		0.437		0.430

注) ***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

けでなく、労働者が属する職種の女性の多さ(男性の多さ)によっても賃金に影響を与えると考えられる。本研究の結果より、育児等によるキャリアの中断にかかわらず、女性が多い職種よりも男性が多い職種を選択するほうが、労働者にとって、賃金が有利となることが示唆される。

表4は、大学卒業者・正規労働者賃金関数の推計結果である。表3の学歴計の結果とほぼ同様であるが、勤め先の業種ダミーは、金融・保険業で正に有意である。職種の「大卒比率」は、表3の結果と同様に、賃金に正の影響を与え、職種の「中学・高校卒比率」は賃金に負の影響を、「女性比率」が高いことは賃金の負の影響を与える可能性が示されている。

表5は、大学卒業者・正規労働者、かつ、中学3年時の成績が「上」か「やや上」であり、高校は「進学者の方が多い」サンプルについて推計を行った結果である。なお、高校への進学状況の質問があったのは2014年調査票のみである。表5の分析では、能力が高い労働者にサンプルに限定しているが、上述の能力バイアスの問題に対処するためである。個人の学歴にかかわらず、もともとの潜在能力が高いことによる上方バイアスについては、ある程度、除去されると思われる。

表5の結果より、これまでの結果と同様に、職種の「大卒比率」は賃金に正の影響を与え、職種の「中学・高校卒比率」は賃金に負の影響を、「女性比率」が高いことは賃金の負の影響を与える可能性

表 5 推計結果 OLS 推計 (最小二乗法)

大学卒、正規従業者の賃金関数の推計結果 (中学 3 年時の成績=上、やや上。高校は進学者の方が多い)。

		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
職種ダミー	大学卒業者比率	0.597 ***	0.060		—		—
	中学・高校卒業者比率		—	-0.751 ***	0.103		—
	女性比率		—		—	-0.219 ***	0.044
年齢		0.014 ***	0.001	0.015 ***	0.001	0.014 ***	0.001
性別	女性ダミー	-0.155 ***	0.024	-0.176 ***	0.024	-0.143 ***	0.025
学歴	大学院卒業	0.090 ***	0.025	0.099 ***	0.025	0.109 ***	0.025
勤め先の企業規模 (基準=0~9人)	10~99人	0.162 ***	0.045	0.168 ***	0.045	0.152 ***	0.046
	100~999人	0.253 ***	0.043	0.259 ***	0.043	0.251 ***	0.044
	1000人以上	0.353 ***	0.043	0.357 ***	0.043	0.346 ***	0.043
	公務	0.286 ***	0.060	0.280 ***	0.060	0.265 ***	0.061
役職あり		0.236 ***	0.021	0.245 ***	0.021	0.251 ***	0.022
週労働時間		0.005 ***	0.001	0.005 ***	0.001	0.005 ***	0.001
勤め先の業種 (基準=製造業)	農林漁業	-0.018	0.162	-0.017	0.164	-0.033	0.165
	建設業	-0.025	0.062	-0.039	0.062	-0.072	0.062
	電気・ガス・熱供給・水道業	0.027	0.089	0.008	0.090	0.006	0.091
	情報・通信業	0.003	0.029	-0.007	0.030	0.008	0.030
	運輸業	0.057	0.048	0.056	0.049	-0.007	0.049
	卸売・小売業	0.031	0.039	0.025	0.039	0.032	0.040
	金融・保険業	0.063 *	0.037	0.068 *	0.037	0.094 **	0.037
	不動産業	0.105 *	0.056	0.097 *	0.057	0.103 *	0.057
	飲食店・宿泊業	-0.135	0.098	-0.159	0.098	-0.155	0.099
	教育業	0.102 **	0.041	0.088 **	0.042	0.143 ***	0.043
	サービス業	0.032	0.035	0.023	0.035	0.020	0.035
	医療・福祉	0.027	0.043	-0.041	0.044	0.060	0.045
	公務・その他	0.055	0.044	0.044	0.044	0.048	0.045
婚姻状態	既婚ダミー	0.125 ***	0.026	0.133 ***	0.026	0.137 ***	0.027
子ども	あり	0.006	0.025	0.006	0.026	0.006	0.026
定数項		4.649 ***	0.087	5.123 ***	0.085	5.077 ***	0.086
サンプルサイズ			2309		2309		2309
F値			71.35		68.26		66.34
(F検定に基づく)p値			0.000		0.000		0.000
自由度修正済み決定係数			0.433		0.422		0.414

注) ***は 1%水準で、**は 5%水準で、*は 10%水準で統計的に有意であることを示す。

が示されている。すなわち、分析データを、中学 3 年時の成績が良く、高校も大学への進学者が多いものに限定することにより、能力バイアスを考慮しても、同様の結果が得られた。

表 6 は、専修各種学校・短期大学卒業者の正規労働者の結果である。これまでの結果と同様に、職種の変数は、大卒者が多い職種であるほど、賃金に対して正の影響を与え、女性が多い職種であることは、賃金に対して負の結果を与える結果が示されている。

次に、分析対象者を、中学・高校卒業の正規労働者とした結果が、表 7 である。表 8 は、同じく中学・高校卒業者を対象としているが、中学 3 年時の成績が下の方で、かつ、高校は進学者の方が少ない正規労働者とした場合である。表 8 は、表 5 と同じく、2014 年のデータのみを用いている。分析結果より、学歴が中学・高校卒業者であっても、大卒者と同様に、高学歴者が多い職種や男性が多い職種に就く方が、賃金が上昇する結果が示されている。中学・高校卒業者は大卒者のような賃金プレミアムを受けとることは難しいが、学卒後の職種選択によって賃金が上昇する可能性があるといえる。

表 7 は、大学卒業者でなくとも、能力が高いために高い賃金を受けとる可能性を考慮して (能力バイアス)、中学 3 年時の学業成績が低い場合についても推計を行った。表 7 より、能力をある程度コントロールしても、中学・高校卒業者は、大学卒業者が多い職種に就くことによって、有利な賃金を受け取る可能性があると考えられる。以上の結果より、学校卒業後の職種において、大卒者の比率

表6 推計結果 OLS推計(最小二乗法)
専修各種学校・短期大学卒業、正規従業者の賃金関数の推計結果

		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
職種ダミー	大学卒業生比率	0.298 ***	0.064		—		—
	中学・高校卒業生比率		—	-0.656 ***	0.090		—
	女性比率		—		—	-0.153 ***	0.048
年齢		0.012 ***	0.001	0.012 ***	0.001	0.012 ***	0.001
性別	女性ダミー	-0.164 ***	0.022	-0.180 ***	0.022	-0.136 ***	0.025
勤め先の企業規模 (基準=0~9人)	10~99人	0.135 ***	0.032	0.141 ***	0.032	0.135 ***	0.032
	100~999人	0.242 ***	0.033	0.240 ***	0.033	0.247 ***	0.033
	1000人以上	0.363 ***	0.035	0.367 ***	0.035	0.362 ***	0.035
	公務	0.531 ***	0.059	0.534 ***	0.058	0.527 ***	0.059
役職あり		0.226 ***	0.023	0.226 ***	0.023	0.230 ***	0.023
週労働時間		0.004 ***	0.001	0.004 ***	0.001	0.004 ***	0.001
勤め先の業種 (基準=製造業)	農林漁業	0.077	0.248	0.084	0.246	0.041	0.249
	建設業	-0.028	0.045	-0.021	0.044	-0.036	0.045
	電気・ガス・熱供給・水道業	-0.088	0.090	-0.081	0.090	-0.092	0.091
	情報・通信業	0.017	0.035	-0.005	0.035	0.040	0.034
	運輸業	-0.012	0.049	0.027	0.049	-0.053	0.049
	卸売・小売業	0.025	0.040	0.017	0.040	0.043	0.040
	金融・保険業	0.019	0.054	0.015	0.054	0.048	0.054
	不動産業	0.115 *	0.062	0.111 *	0.062	0.133 **	0.063
	飲食店・宿泊業	-0.059	0.068	-0.061	0.068	-0.056	0.069
	教育業	-0.050	0.065	-0.069	0.065	-0.026	0.066
	サービス業	0.005	0.038	0.004	0.037	-0.005	0.038
	医療・福祉	0.073 **	0.036	-0.047	0.035	0.060 *	0.037
	公務・その他	-0.017	0.040	-0.023	0.039	-0.009	0.040
婚姻状態	既婚ダミー	0.076 ***	0.024	0.070 ***	0.024	0.080 ***	0.024
子ども	あり	0.010	0.025	0.013	0.024	0.008	0.025
2014年ダミー		-0.035 *	0.019	-0.035 *	0.019	-0.037 *	0.019
中学3年時の成績	上・上の方	0.061 ***	0.019	0.054 ***	0.019	0.060 ***	0.019
定数項		4.891 ***	0.079	5.202 ***	0.076	5.105 ***	0.076
サンプルサイズ			2105		2105		2105
F値			37.93		39.70		37.29
(F検定に基づく)p値			0.000		0.000		0.000
自由度修正済み決定係数			0.313		0.324		0.310

注) ***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

が高いことは、働く人の学歴や能力にかかわらず、賃金に対して有利な影響を与える可能性が示された。

学歴にかかわらず、高学歴者が多い職場で働く方が賃金に正の影響を与え、女性が多い職場で働くことは賃金に負の影響を与える結果が示されている。労働者の学歴だけでなく、学卒後の「学歴構成」や「女性比率(性別構成)」といった労働者個人を取りまく職場環境が賃金を決めている要因の一つであるといえる。

なお、本稿では、2012年と2014年のデータをマッチして推計を行ったが、年度別の実証分析を行った。単年度のデータを用いても職種変数の及ぼす結果はほぼ変わらず、職種の「大卒者比率」は賃金に対して正の影響を与え、「中学・高校卒業生比率」は負の影響を、「女性比率」は負の影響を与えることが示された。また、男性のみのデータを用いても、同様の結果が得られた。

本稿の実証分析の結果から、職種の「学歴構成」や「女性比率」が賃金に影響を与える要因である可能性が示された。乾他によると、高学歴者が教育過剰状態に陥るリスクに対して、教育過剰を緩和する要因として、高等専門学校や3年生短期大学、医歯薬学部など職業とのつながりが高い教育機関があると指摘されており、これらの教育機関においては、職業とのつながりが強く、教育過剰に陥りにくいと示されている。学歴と職業とのミスマッチについては、大学など教育投資の回収が難しくな

表 7 推計結果 OLS 推計 (最小二乗法)
 中学・高校卒業、正規従業者の賃金関数の推計結果

		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
職種ダミー	大学卒業生比率	0.348 ***	0.067				
	中学・高校卒業生比率			-0.406 ***	0.086		
	女性比率					-0.149 ***	0.050
年齢		0.010 ***	0.001	0.010 ***	0.001	0.010 ***	0.001
性別	女性ダミー	-0.230 ***	0.026	-0.249 ***	0.026	-0.186 ***	0.030
学歴	中学校卒業	0.025	0.066	0.033	0.066	-0.008	0.066
勤め先の企業規模 (基準=0~9人)	10~99人	0.070 *	0.036	0.071 **	0.036	0.074 **	0.036
	100~999人	0.196 ***	0.037	0.196 ***	0.038	0.206 ***	0.038
	1000人以上	0.310 ***	0.039	0.313 ***	0.039	0.322 ***	0.039
	公務	0.469 ***	0.060	0.467 ***	0.060	0.458 ***	0.060
役職あり		0.260 ***	0.025	0.264 ***	0.025	0.281 ***	0.024
週労働時間		0.002 **	0.001	0.002 **	0.001	0.002 **	0.001
勤め先の業種 (基準=製造業)	農林漁業	0.163	0.189	0.155	0.189	0.180	0.189
	建設業	-0.054	0.045	-0.054	0.045	-0.046	0.045
	電気・ガス・熱供給・水道業	-0.150 **	0.072	-0.152 **	0.072	-0.137 *	0.072
	情報・通信業	-0.051	0.045	-0.053	0.045	0.000	0.044
	運輸業	-0.032	0.039	-0.033	0.039	-0.075 *	0.038
	卸売・小売業	-0.054	0.042	-0.060	0.043	-0.014	0.043
	金融・保険業	-0.209 ***	0.061	-0.204 ***	0.061	-0.153 **	0.061
	不動産業	0.066	0.077	0.066	0.077	0.103	0.077
	飲食店・宿泊業	-0.129	0.084	-0.154 *	0.084	-0.107	0.085
	教育業	0.037	0.105	0.026	0.105	0.084	0.106
	サービス業	-0.097 **	0.039	-0.106 **	0.039	-0.078	0.039
	医療・福祉	-0.119 **	0.057	-0.193 ***	0.057	-0.111 *	0.059
	公務・その他	-0.128 ***	0.044	-0.135 ***	0.044	-0.093 **	0.044
婚姻状態	既婚ダミー	0.072 **	0.028	0.072 **	0.028	0.074 ***	0.028
子ども	あり	0.028	0.028	0.028	0.028	0.034	0.028
2014年ダミー		-0.025	0.021	-0.025	0.021	-0.029	0.021
中学3年時の成績	上・上の方	0.038 *	0.022	0.040 *	0.022	0.044 *	0.023
定数項		5.145 ***	0.082	5.431 ***	0.082	5.349 ***	0.079
サンプルサイズ			1933		1933		1933
F値			36.14		35.88		35.16
(F検定に基づく)p値			0.000		0.000		0.000
自由度修正済み決定係数			0.329		0.328		0.323

注) ***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

ることや個人の生産性の低下につながる恐れがあり、労働者の職業移動に向けた政策だけでなく、マクロの経済政策も必要と考えられる。

6. おわりに

本稿では、職種の「学歴構成」、「性別構成 (女性比率)」と賃金との関連を検証した。その結果、労働者自身の性別や学歴など個人的属性だけでなく、職種変数が賃金に影響を与える要因であることが示された。大卒者が多い仕事や職場環境は、労働者の賃金に有利に影響を与え、逆に大卒者が少ない仕事や職場環境は、賃金に不利に働く。さらに、女性割合が高い仕事に就くことは、賃金に対して不利な影響を与えるということが明らかになった⁷。

大学進学以前に、個人がどのような職業で働くと、能力ややりがいを発揮し、受けとる賃金が大き

⁷ 家庭役割などを担う女性は、男性とは異なる働き方を望むことがある。

表8 推計結果 OLS推計(最小二乗法)

中学・高校卒業、正規従業者の賃金関数の推計結果

(中学3年時の成績=ふつう、やや下、下。高校は進学者の方が多い場合を除く)。

		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
職種ダミー	大学卒業率比率	0.307 **	0.121		—		—
	中学・高校卒業率比率		—	-0.331 **	0.153		—
	女性比率		—		—	-0.172 **	0.086
年齢		0.011 ***	0.002	0.011 ***	0.002	0.011 ***	0.002
性別	女性ダミー	-0.210 ***	0.047	-0.226 ***	0.048	-0.160 ***	0.053
学歴	中学卒業	0.005	0.128	0.006	0.129	0.002	0.129
勤め先の企業規模 (基準=0~9人)	10~99人	0.158 ***	0.061	0.161 ***	0.061	0.157 **	0.061
	100~999人	0.264 ***	0.067	0.268 ***	0.067	0.276 ***	0.067
	1000人以上	0.467 ***	0.068	0.471 ***	0.068	0.477 ***	0.068
	公務	0.668 ***	0.112	0.666 ***	0.112	0.639 ***	0.111
役職あり		0.221 ***	0.047	0.229 ***	0.047	0.249 ***	0.046
週労働時間		0.003 *	0.002	0.003 *	0.002	0.003	0.002
勤め先の業種 (基準=製造業)	農林漁業	0.235	0.210	0.223	0.210	0.239	0.210
	建設業	-0.042	0.085	-0.041	0.086	-0.026	0.085
	電気・ガス・熱供給・水道業	-0.019	0.125	-0.023	0.125	-0.022	0.126
	情報・通信業	-0.063	0.085	-0.060	0.086	-0.014	0.082
	運輸業	-0.004	0.066	-0.010	0.066	-0.046	0.065
	卸売・小売業	-0.167 **	0.076	-0.176 **	0.077	-0.118	0.077
	金融・保険業	-0.355 ***	0.124	-0.359 ***	0.124	-0.312 **	0.125
	不動産業	-0.009	0.123	-0.006	0.123	0.032	0.122
	飲食店・宿泊業	-0.140	0.128	-0.169	0.128	-0.087	0.133
	教育業	-0.059	0.242	-0.060	0.243	-0.005	0.242
	サービス業	-0.072	0.067	-0.079	0.068	-0.036	0.067
	医療・福祉	-0.109	0.096	-0.186 *	0.097	-0.078	0.100
	公務・その他	-0.166 **	0.075	-0.171 **	0.076	-0.117	0.074
婚姻状態	既婚ダミー	0.073	0.051	0.071	0.051	0.079	0.051
子ども	あり	0.037	0.051	0.040	0.051	0.045	0.051
定数項		4.969 ***	0.145	5.217 ***	0.149	5.134 ***	0.139
サンプルサイズ			502		502		502
F値			13.10		12.99		12.94
(F検定に基づく)p値			0.000		0.000		0.000
自由度修正済み決定係数			0.377		0.374		0.373

注) ***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

いかどうかについて決めると思われる。しかし、個人の潜在能力や意欲・学歴がある場合には、高学歴者が多い職業(職種)や、男性が多い職業(職種)を選択する方が、賃金に対して有利である可能性が示されている。中学・高校卒業生であっても、大卒者の割合が高い職場や、男性が多い職種で働く方が、賃金に対して有利である可能性が示されている。職種の学歴水準が高いような職場環境においては、使用者(雇用者)から労働者への労働分配が有利になることなども考えることができる。

ただし、女性が多い職種で賃金が低い傾向にあることは、結婚や出産、育児と就業の両立という問題によって、いったん仕事を中断すると、スキルや賃金が伸び悩むことが考えられる。

最後に、本稿の今後の課題を述べる。第一に、職種の変数については、政府の公表データ(産業中分類など(大規模データでは産業小分類))を用いて、職業(職種)の平均値を算出する方法も考えられる。第二に、より精緻な統計学・計量経済学的手法を用いて、労働者個人の潜在能力をコントロールすることが課題とされる。第三に、職種と学歴の関係について、職種は学歴と所得の両方と強く相関しているという指摘がある(Angrist and Pischke [2009])。この点については、説明変数が過剰にならないかどうか(学歴と職種が相関しているかどうか)について、大学進学と職種、賃金についてのより精緻なモデルを展開する必要がある。第四に、非正規労働者を考慮した分析を行うことである。

大卒者を正規労働者として雇用し、残りの非正規労働者を大卒者以外の者が占めている場合に、その職種の大卒者割合は非常に高くなる。この点についても、非正規就業を考え必要がある。第五に、男女別の推計を行い、男女で同じような結果が得られるかどうかを検証する必要がある。女性労働者の賃金関数の推計については、非就業者を考慮したセレクションバイアスの方法を用いることが必要である。最後に、本研究で使用した職種変数（学歴構成、女性比率、正規従業員比率）について、本稿の分析では、90の職種について12,159人のサンプルからそれぞれの職種についての平均値を求めて変数を作成した。今後は、より大規模なデータを用いて職種の平均値を用いた分析を行うことが考えられる。

参考文献

- Angrist, J. D. and J-S. Pischke [2009], *Mostly Harmless Economics: An Empiricist Companion*, Princeton University Press (大森義明・小原美紀・田中隆一・野口晴子訳『「ほとんど無害」な計量経済学：応用経済学のための実証分析ガイド』NTT出版, 2013年)。
- Autor, D. and F. Levy and R. Murnane [2003], “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration,” *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), pp. 1279-1332.
- Dolton, P. J. and M. A. Silles [2008], “The Effects of Over-education on Earnings in the Graduate Labour Market,” *Economics of Education Review*, 27(2), pp.125-139.
- 玄田有史 [1994] 「高学歴化、中高年齢化と賃金構造」, 石川経夫編『日本の所得と富の分配』第7章, 東京大学出版会, pp.141-168.
- Hartog, J. and H. Oosterbeek [1998], “Education, Allocation and Earnings in the Netherland: Overschooling?,” *Economics of Education Review*, 7(2), pp.185-194.
- Heckman, J. J., [1979], “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, vol. 47, pp.153-161.
- 平尾智隆 [2013], 「労働市場における学歴ミスマッチーその賃金への影響」, ESRI Discussion Paper Series, No.303, 内閣府経済社会総合研究所。
- 池永肇恵 [2009], 「労働市場の二極化—ITの導入と業務内容の変化について」『日本労働研究雑誌』, vol. 584, pp.73-90.
- 池永肇恵 [2011], 「日本における労働市場の二極化と非定型・低スキル就業の需要について」『日本労働研究雑誌』, vol. 608, pp.71-87.
- 乾友彦・権赫旭・妹尾渉・中室牧子・平尾智隆・松繁寿和 [2012], 「若年労働市場における教育過剰 - 学歴ミスマッチが賃金に与える影響」『内閣府経済社会総合研究所 ESRI Discussion Paper Series』, No.294.
- Mincer, J., [1974], *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.
- McGuinness, S. and P. J. Sloane [2010], “Labour Market Mismatch among UK Graduate: An Analysis using REFLEX Data,” *Economics of Education Review*, 30(1), pp.130-145.
- 三谷直紀 [2010a], 「学歴と賃金構造—ALM 仮説と日本型雇用システムの変化」『2010年関西労働経済学コンファレンス』。
- 三谷直紀 [2010b], 「年功賃金・成果主義・賃金構造」樋口美雄編『労働市場と所得分配』第7章, 慶応義塾大学出版会, pp.227-252.

三谷直紀・森本敦志 [2010], 「スキルと賃金構造 - 先行研究の展望と課題」『国民経済雑誌』, Vol. 202(3), pp.33-50.

三谷直紀・小塩隆士 [2012], 「日本の雇用システムと賃金構造」『国民経済雑誌』, Vol. 206(3), pp.1-22.

佐野晋平・安井健悟 [2009], 「教育が賃金にもたらす因果的な効果について—手法のサーヴェイと新たな推定」『日本労働研究雑誌』, vol. 588, pp. 16-33.

総務省統計局『平成22年国勢調査』

Verdugo, R. R. and N. T. Verdugo [1989], “The Impact of Surplus Schooling on Earnings,” *Journal of Human Resources*, 24(4), pp. 629-643.